

Spoor A2A:

De woonbonus: een stimulans tot eigenaarschap of niet?

**Analyse van de resultaten van een survey bij 1190 bezoekers van
de BIS-beurs**

Annelies Hoebeeck

Dr. Carine Smolders

Universiteit Gent
Departement Handelswetenschappen en Bestuurskunde
Januari 2014

Algemeen secretariaat – Steunpunt beleidsrelevant Onderzoek

Fiscaliteit & Begroting

Henleykaai 84– 9000 Gent – België

Tel: 0032 (0)9 243 29 06 – E-mail: vanessa.bombeek@ugent.be

www.steunpuntfb.be

Inleiding

In het kader van het spoor 2A2 van het Steunpunt Fiscaliteit en Begroting wordt het verband tussen woonfiscaliteit en eigenaarschap bestudeerd. In het eerste luik van het onderzoek leggen we ons toe op de veelbesproken woonbonus. De woonbonus is de federale aftrek in de personenbelasting voor het enige en eigen woonhuis. Indien aan alle voorwaarden van de woonbonus voldaan zijn, kunnen hypothecaire interestlasten, kapitaalaflossingen en premies van de schuldsaldoverzekering in mindering gebracht worden van het belastbaar inkomen. De woonbonus, die is ingevoerd in 2005, wordt vanaf 1 juli 2014 een gewestelijke bevoegdheid. Om de bevoegdheid voor de fiscale voordelen voor de eigen woning vanaf 1 juli 2014 te kunnen overdragen naar de gewesten keurde de Kamercommissie een amendement op het wetsvoorstel zesde staatshervorming goed waardoor de huidige woonbonus onder de vorm van een belastingaftrek wordt omgezet naar een belastingvermindering (de regio's kunnen enkel een belastingvermindering of een belastingkrediet toekennen, niet de belastbare grondslag wijzigen).

De woonbonus maakte deel uit van een fiscale hervorming gericht op het stimuleren van eigenaarschap. Een eigenaarsratio van 80% werd vooropgesteld (Keulen, 2007). De woonbonus moest het zeer complexe systeem van aftrek van interestlasten en belastingverminderingen voor kapitaalaflossingen en verzekeringspremies vereenvoudigen (Memorie van Toelichting Programmawet van 27 november 2004, art. 386 tot 413). Om na te gaan of de woonbonus zijn doel bereikt heeft, zou kunnen onderzocht worden of de kost voor wonen is afgenomen na 2005. In de oudere huisvestigingsliteratuur, is dit de gangbare methode. Deze verbruikersmodellen leren echter niets bij over welke groepen door de woonbonus gestimuleerd worden. Het is perfect mogelijk dat er globaal geen effect gevonden wordt, maar dat specifieke groepen burgers wel een effect van de woonbonus ondervinden.

In een studie op het niveau van het huishouden, kan wel nagegaan worden wie precies door de woonbonus aangezet wordt om een eigen woning aan te schaffen. In deze studie worden de resultaten van de bevraging van 1190 huishoudens besproken, die over de woonbonus een survey invulden in het najaar van 2013 op de BIS-beurs in Gent. In wat volgt wordt eerst aan de hand van een logit-model de kans verklaard dat een respondent gestimuleerd wordt door de woonbonus om een eigen woning aan te gaan. Hierbij wordt gecontroleerd voor een reeks persoonlijke karakteristieken. Vervolgens wordt de kans dat de woonbonus kandidaat kopers aanmoedigt om een hypothecaire lening aan te gaan geanalyseerd. Wanneer de woonbonus enkel een effect heeft op de financieringskeuze, maar niet op de aankoopbeslissing zelf, dan mist hij eigenlijk zijn doel. Er is dan potentieel voor een herziening van het systeem. Aan de hand van de postcode van de respondent, wordt ten slotte onderzocht of locatie-effecten het effect van de woonbonus wijzigen.

In wat volgt wordt eerst zeer beknopt de internationale literatuur over de hypothecaire interestaftrek geschetst. In sectie 2 wordt de steekproef toegelicht en de representativiteit geanalyseerd. In sectie 3 wordt de toegepaste methodologie uiteen gezet. We gaan in op de interpretatie van een logistisch regressie model en bespreken vervolgens ons basisschattingsmodel. De resultaten van het basismodel worden weergegeven in secties 4.1 en 4.2. In sectie 4.3 wordt gecontroleerd voor locatie-effecten. In sectie 5 wordt toegelicht hoe onze respondenten tegenover

alternatieven voor de woonbonus staan. De laatste sectie geeft een korte samenvatting van de resultaten en beschrijft de Amerikaanse literatuur over hervormingen van de hypothecaire interestaftrek.

1. Literatuur

In veel Europese landen, waaronder Duitsland, Frankrijk, Oostenrijk, Spanje en het Verenigd Koninkrijk kunnen huiseigenaren niet (meer) genieten van de hypothecaire interestaftrek. Er werd teruggekomen op de interestaftrek omdat in de huisvestigingsliteratuur meermaals werd aangetoond dat het systeem er niet in slaagde om eigenaarschap te bevorderen (o.a. Andrews & Sánchez, 2011; Bourassa & Grisby, 2000; Cho & Francis, 2011; Gale, Gruber, & Stephens-Davidowitz, 2007; Glaeser & Shapiro, 2002). Zo stelden Glaeser and Shapiro (2002) vast voor de VS dat de hypothecaire interestsubsidie al veel wijzingen ondergaan had tussen 1960 en 2000, maar dat de eigenaarsratio constant bleef. Bourassa and Grisby (2000) merkten op dat de eigenaarsratio veel hoger was in Canada en Australië, die geen hypothecaire interestaftrek hanteren, dan in de VS.

Bovendien komt de hypothecaire interestaftrek vooral ten goede aan gezinnen die het fiscaal voordeel niet nodig hebben. De hypothecaire aftrek is immers groter voor gezinnen die zich in een hogere belastingschaal bevinden (Gale et al., 2007; C.A.L. Hilber & Turner, 2010; Christian A. L. Hilber & Turner, 2013). De hypotheekaftrek zal huurders enkel kunnen overtuigen om het eigenaarsstatuut te verwerven in regio's waar huisvesting zeer duur is en de meeste huishoudens zich voordien geen nieuwe woning konden permitteren (Bourassa & Grisby, 2000).

De reden waarom de hypothecaire interestaftrek eigenaarschap niet kan stimuleren is dat het voordeel gedeeltelijk of volledig gekapitaliseerd wordt in hogere huisprijzen (Hilber & Turner, 2010). De inelasticiteit van het aanbod wordt momenteel aanzien als een van de belangrijkste oorzaken voor deze kapitalisatie. De hypothecaire interestaftrek subsidieert de vraag naar woningen en wanneer het aanbod de vraag niet volgt, stijgen de huisprijzen (Gale et al., 2007).

De standaardmethodologie om het effect van de hypothecaire interestaftrek te onderzoeken maakt gebruik van verbruikersmodellen (Cho & Francis, 2011; Glaeser & Shapiro, 2002; Green & Vandell, 1999; Rosen, 1979). Die modellen vergelijken de kost van eigenaarschap voor en na de hypothecaire interestaftrek. Meer en meer stapt men af van dergelijke traditionele modellen en probeert men het eigenaarsstatuut zelf te verklaren. Dit doet men aan de hand van gezinskenmerken, de marginale belastingvoet en natuurlijk ook de hypothecaire interestaftrek. Deze nieuwere modellen geven een beter beeld van de mate waarin de hypothecaire interestaftrek effectief aanzet tot het aanschaffen van een eigen woning (Hanson, 2012b).

Hilber and Turner (2013) verklaren het eigenaarsstatuut van de VS tussen 1984 en 2007, aan de hand van een micro-economische steekproef. Hanson (2012b) doet hetzelfde aan de hand van de Amerikaanse housing survey, voor de periode 2003-2007. Beide auteurs vinden geen globaal effect van de hypothecaire interestaftrek op eigenaarschap. Hilber and Turner (2013) observeren wel verschillen tussen individuen. Op lagere inkomensgezinnen heeft de hypothecaire interestaftrek nooit een effect. Het fiscaal voordeel is te laag om hen aan te zetten tot het aanschaffen van een eigen woning. Middelmatige en hogere inkomensgezinnen kunnen wel effecten ondervinden afhankelijk van hoe streng de bouwreglementering is. Onder een soepele bouwreglementering is het woningaanbod elastisch en neemt het aantal eigenaars toe bij een toename van de hypothecaire interestaftrek met één standaardafwijking. Bij een strenge reglementering is het aanbod inelastisch en neemt het aantal eigenaars af. Door de kapitalisatie van het extra voordeel in hogere huisprijzen, zijn er een aantal gezinnen voor wie eigenaarschap niet langer haalbaar is. Gezinnen die beperkt zijn in hun mogelijkheden inzake aanbetalen, kunnen niet langer kopen of stellen het kopen uit. Voor

gezinnen die voorzien hadden van woonplaats te veranderen, worden de transactiekosten te hoog. Ook risico-averse gezinnen vallen uit de boot. Doordat ze meer middelen moeten toewijzen aan de eigen woning, daalt de risicospreiding van hun portfolio. De kans op eigenaarschap neemt af naarmate het investeringsrisico groter wordt.

Hanson (2012b) vindt dat de hypothecaire interestaftrek stimuleert tot het aanschaffen van grotere woningen. De grootte van de woning is zo'n 10 à 20% hoger onder de hypothecaire interestaftrek, wat ongeveer neer komt op één gemiddelde kamer extra.

Naast de hoge budgettaire kost voor de overheid, heeft de hypothecaire interestaftrek nog andere nadelen. De kredietinstellingen die de hypothecaire leningen uitgeven zouden een deel van het fiscaal voordeel genieten onder de vorm van een hogere interestvoet. Hanson (2012a) toonde voor de VS aan dat de interestvoet zo'n 3 à 4% hoger was in 2004 als gevolg van de hypothecaire interestaftrek. In 2004 kwamen interesten op leningen tot \$330.700 in aanmerking voor de hypothecaire interestaftrek. Het gedeelte van de lening dat het maximum overschreed, genoot van een lagere interestvoet. De 3 à 4% kan niet linea recto gegeneraliseerd worden voor andere landen. Veel hangt af van het maximaal leningbedrag dat in aanmerking komt voor de hypothecaire interestaftrek. In België is er geen maximum vastgesteld op het leningbedrag maar wel op de jaarlijkse interestlasten en kapitaalaflossingen die recht geven op het fiscaal voordeel. In de eerste 10 jaar van de hypothecaire lening kunnen maximaal 2900 euro interestlasten en kapitaalaflossingen in mindering gebracht worden van het belastbaar inkomen. Mensen die jaarlijkse meer aflossen, zouden een lagere interestvoet hebben, volgens bovenstaande theorie. Een ander potentieel nadeel is dat de hypothecaire interestaftrek leners ontmoedigt om vroegtijdig hun lening af te betalen wanneer ze dat kunnen. Hierdoor neemt het risico toe dat ze later misschien niet in staat gaan zijn om hun lening af te betalen wanneer hun inkomen daalt of als de woningprijs daalt (Fischer & Huang, 2013).

2. Databeschrijving

Op 5, 6, 11 & 12 oktober namen we 1190 enquêtes af op de BIS-beurs in Gent. We werkten met twee verschillende enquêtes. De eerste enquête was gericht op BIS-beurs bezoekers met plannen om te kopen, te bouwen of te verbouwen. Ook mensen die voor een andere reden naar de BIS-beurs kwamen, zoals afwerking of inrichting van de woning, beantwoordden de eerste enquête. Naar deze groep respondenten refereren we als “de potentiële kopers”. De tweede enquête bevroeg mensen die recent gekocht, gebouwd of verbouwd hadden of die voorgenoemde activiteiten gestart zijn, maar nog niet voltooid hebben. We noemen deze groep “de kopers”. De kopers-enquête bevatte dezelfde vragen als de potentiële kopers enquête, alleen is ze een stuk uitgebreider. Beide enquêtes polsten naar de kennis over de woonbonus en de registratierechten, naar de stimulansen die de woonbonus teweeg kan brengen en naar opinies over alternatieven voor de woonbonus. Verder werden de financieringsmogelijkheden en enkele personalia bevraagd. Van de kopers wensten we bovendien ook te weten of ze aan de voorwaarden van de woonbonus voldeden en of ze van het desbetreffend fiscaal voordeel genieten. De financieringsmethode werd tevens genoteerd. De enquêtes kunnen bekomen worden bij de auteurs.

Bij het verdelen van de enquêtes werd reeds nagegaan of de respondent een koper of een potentiële koper was. Bovendien werd er onderzocht of de respondent bekend was met de woonbonus. Indien niet, werd het systeem van de fiscale interestaftrek uitgelegd, zodat deze respondenten ook in staat zouden zijn om alle vragen over de hervorming van de woonbonus te beantwoorden. Op de enquête zelf was aanvullend een korte toelichting over de woonbonus voorzien. Tevens werd een verklarende woordenlijst ter beschikking gesteld, met een uitgebreide uitleg over de voorwaarden van de woonbonus en de verminderingen m.b.t. de registratierechten.

Na het uitzuiveren van de ontbrekende gegevens en het verwijderen van de Waalse, Brusselse en Nederlandse respondenten, blijven 667 enquêtes over. Tabel 1 geeft een beschrijving van de persoonskarakteristieken voor de steekproef. Deze is niet representatief voor de bevolking van het Vlaams Gewest. Ten eerste, zijn de Oost-Vlamingen en West-Vlamingen over- gerepresenteerd ten opzichte van de andere provincies. De reden hiervoor is dat de BIS-beurs in Gent plaats vond en dus meer bezoekers uit de omgeving aantrok. Ten tweede, bestaat onze steekproef voor 58% uit mannen, terwijl het Vlaams Gewest 1% meer vrouwen kent. Eén van de redenen hiervoor is dat het invullen van de enquête vaak werd overgelaten aan de mannelijke helft van het koppel, omdat de man de financiën zou beheren en beter op de hoogte zou zijn. Ten derde, beslaat de leeftijdscategorie 20- tot 34-jarigen 72.9% van onze steekproef, terwijl dezelfde leeftijdscategorie slechts 25% beslaat in de 20- tot 80-jarigen in het Vlaams gewest. Ook dit is logisch, aangezien het net die leeftijdscategorie is waarin zich de meeste nieuwe potentiële eigenaars bevinden (Heylen & Winters, 2009). Oudere gezinnen waren vaak ook minder bereid om de enquête in te vullen, omdat hun lening al was afbetaald en ze dus geen baat meer hadden bij de woonbonus. Ten vierde is de gezinssamenstelling niet representatief voor die in het Vlaams Gewest. Het aantal gezinnen met 2 personen is 23% punten hoger in onze steekproef dan in het Vlaams Gewest. De groep van de alleenstaanden is sterk ondervertegenwoordigd in onze steekproef. Dit kan te wijten zijn aan het feit dat het voor koppels financieel haalbaarder is om een woning aan te schaffen en deze dus ook in grotere getale op de BIS-beurs aanwezig waren. In onze steekproef vinden we bovendien veel meer kinderloze gezinnen dan in het Vlaams Gewest. Dit is grotendeels te wijten aan onze relatief jonge steekproef.

Tabel 1 Databeschrijving

| % | | | % | | |
|---|----------------------|------------|--|-------------------------------|---------|
| geslacht | man | 0.58 | beroeps- status gezinshoofd 2 | zelfstandige | 0.06 |
| | vrouw | 0.42 | | voltijds aan de slag | 0.70 |
| gezinsgrootte | 1 persoon | 0.11 | | deeltijds | 0.05 |
| | 2 personen | 0.57 | | werkzoekend | 0.00 |
| | 3 personen | 0.12 | | student | 0.01 |
| | 4 personen | 0.15 | | pensioen | 0.01 |
| | 5 of meer personen | 0.05 | | huisvrouw/man | 0.01 |
| aantal kinderen | geen kinderen | 0.68 | | nvt | 0.12 |
| | 1 kind | 0.13 | | andere | 0.01 |
| | 2 kinderen | 0.14 | burgerlijke staat | gehuwd | 0.30 |
| | 3 of meer kinderen | 0.04 | | wettelijk samenwonend | 0.19 |
| aantal actieven | 0 werkenden | 0.01 | | feitelijk samenwonend | 0.37 |
| | 1 werkenden | 0.18 | diploma | alleenstaand | 0.13 |
| | 2 werkenden | 0.80 | | hoger onderwijs: universitair | 0.32 |
| | 3 of meer werkenden | 0.01 | | hoger onderwijs: hogeschool | 0.40 |
| beroeps- statutus gezinshoofd 1 | zelfstandige | 0.14 | | hoger secundair | 0.24 |
| | voltijds aan de slag | 0.81 | | lager secundair | 0.01 |
| | deeltijds | 0.04 | | lager onderwijs | 0.01 |
| | werkzoekend | 0.00 | provincie | Oost-Vlaanderen | 0.57 |
| | student | 0.01 | | West-Vlaanderen | 0.20 |
| | pensioen | 0.01 | | Antwerpen | 0.12 |
| | huisvrouw/man | 0.00 | | Limburg | 0.01 |
| | andere | 0.01 | | Vlaams-Brabant | 0.09 |
| | | gemiddelde | mediaan | range | se |
| gemiddeld netto-maandinkomen van het gezin | | 3409.78 | 3400 | 0-8500 | 1052.47 |
| leeftijd | | 32.29 | 29 | 20-78 | 9.54 |

Noot: In de categorie beroepsstatus kunnen de percentages meer dan 100% bedragen, omdat sommige respondenten in meerdere categorieën vallen.

Ondanks het feit dat onze steekproef niet representatief is voor de bevolking van het Vlaams Gewest, zijn we er van overtuigd dat het toch nuttig is om hem te onderwerpen aan verdere analyse. We willen immers nagaan of de woonbonus mensen kan stimuleren om eigenaar te worden. Het is dus net een voordeel dat onze steekproef vooral uit de 20- tot 34jarigen bestaat, aangezien die groep het grootst aantal nieuwe en potentiële eigenaars bevat. Die jongere leeftijdsgroep rechtvaardigt ook dat onze gezinnen doorgaans kleiner zijn dan in het Vlaams Gewest. De ongelijke verdeling over de provincies is evenmin van belang, aangezien de hypothecaire interestaftrek (tot op heden) een federale maatregel is. We vermoeden dan ook geen verschillende effecten voor de provincies. Bovendien controleren we later in de analyse voor locatie-effecten.

3. Methodologie

3.1 Een logit benadering

De kerndoelstelling van dit onderzoek is na te gaan of de woonbonus burgers kan stimuleren om een eigen woning aan te schaffen. De afhankelijke variabele, *eigen_woning*, is het antwoord op de vraag: “Kan de woonbonus u stimuleren om een eigen woning aan te schaffen?” “Ja” wordt als 1, “neen” en “ik weet het niet” als 0 gehercodeerd. *Eigen_woning* is een binaire categorische variabele en de standaardfouten kennen bijgevolg geen normale verdeling. Omdat dus geen lineaire-regressie kan toegepast worden, wordt een logistische regressie of simpelweg logit ontwikkeld. De afhankelijke variabele is hier de kans op succes, of de kans dat een gezin gestimuleerd wordt door de woonbonus om een eigen woning aan te schaffen ($\pi(\text{eigen_woning})$). In een logit-model worden de afhankelijke variabele en de combinatie van te verklarende variabelen, $(\sum_i \beta_i X_i)$, gebonden door een logit-link-functie:

$$\text{logit}[\pi(\text{eigen_woning})] = \log\left(\frac{\pi(\text{eigen_woning})}{1 - \pi(\text{eigen_woning})}\right) = \sum_i \beta_i X_i \quad (1)$$

De kans op succes is dus gelijk aan:

$$\pi(\text{eigen_woning}) = \frac{\exp\left(\sum_i \beta_i X_i\right)}{1 + \exp\left(\sum_i \beta_i X_i\right)} \quad (2)$$

De geschatte coëfficiënten, β_i , geven de verandering weer in de logitwaarde $\text{logit}[\pi(\text{eigen_woning})]$, per eenheid toename in x . Het teken van β_i bepaalt wel of de kans toeneemt of afneemt, maar de grootte van de wijziging hangt af van het initieel niveau van π .¹ Omdat logits dus niet zo gemakkelijk te interpreteren zijn, gebeurt de interpretatie voor logit-modellen vaak in termen van odds. Voor de kans op succes π zijn de odds gelijk aan:

$$\Omega = \frac{\pi}{1 - \pi} \quad (3)$$

Wanneer de odds gelijk zijn aan 1, is de kans op succes gelijk op deze op geen succes. Bij een kans op succes van 60% zijn de odds gelijk aan 1.5; de odds op succes zijn dus anderhalve keer groter dan de odds op geen succes. De verhouding tussen twee odds wordt de odds ratio genoemd:

$$\theta = \frac{\Omega_1}{\Omega_2} = \frac{\pi_1}{1 - \pi_1} / \frac{\pi_2}{1 - \pi_2} = \frac{\pi_1(1 - \pi_2)}{\pi_2(1 - \pi_1)} \quad (4)$$

Uit (1) volgt dat het exponeren van de geschatte coëfficiënt de odds geeft. Voor een positieve (negatieve) β_1 , betekent dat de odds om door de woonbonus gestimuleerd te worden om een eigen woning te kopen $EXP(\beta_1)$ keer groter (kleiner) zijn voor $x+1$ dan voor x , als alle andere coëfficiënten

¹ De verandering is kleiner wanneer de kans dicht bij 0 of 1 is.

constant gehouden. Als de wijziging in x toeneemt met meer dan één eenheid, vb. van a naar b, kan het effect als volgt berekend worden:

$$\text{odds}(b) = \text{odds}(a) * \exp(\beta_1 * (b - a)) \quad (5)$$

3.2 Schattingsmodel

Eerst wordt de kans geschat dat de woonbonus de respondent stimuleert om een eigen woning aan te schaffen in functie van zijn persoonlijke karakteristieken en een aantal woonbonus-gerelateerde vragen.

$$\text{logit}[\pi(\text{eigen_woning})] = \beta_0 + \sum_{i=1}^n \beta_i \text{karakteristieken} + \sum_{i=1}^m \alpha_i \text{WB} \quad (6)$$

De verhouding tussen het aantal observaties en het aantal predictoren moet minstens 20 tegen 1 zijn. Het maximaal op te nemen aantal variabelen bedraagt dus $667/20 = 33$. Een eerste persoonlijke karakteristiek is de leeftijd (*leeftijd*) van de respondent. Deze kan beschouwd worden als een goede proxy voor de gemiddelde leeftijd van de gezinshoofden. We willen na gaan of jongeren meer gestimuleerd worden door de woonbonus dan ouderen. Tevens bevat de specificatie een dummy-variabele voor gehuwden en wettelijk samenwonenden (*gehws*). Voor deze groepen wordt een positief effect verwacht omdat zij tweemaal van de woonbonus kunnen genieten en de stimulans bijgevolg beduidend groter is. Omdat belastingplichtigen die in een hogere belastingschaal vallen ook een hoger voordeel kunnen genieten, wordt ook gecontroleerd voor het netto-maand inkomen van het gezin (*ink*). Voor het hoogst behaalde diploma van de respondent wordt via de dummy-variabelen *unief*, *hogeschool* en *lager* gecontroleerd. Het referentieniveau is secundair onderwijs. *Lager* bevat die respondenten die een lager onderwijs diploma hebben of lager secundair onderwijs gevolgd hebben. *Zelf* geeft aan of één van beide gezinshoofden zelfstandig is. Omdat we verwachten dat mensen die niet voltijds werken anders gestimuleerd worden door de woonbonus, wordt een extra dummy-variabele opgenomen. *Deel*=1 wanneer minstens 1 van de gezinshoofden deeltijds werkt en *geen*=1 wanneer minstens 1 van de gezinshoofden niet werkt.

Wat betreft de woonbonus gerelateerde variabelen, wordt verwacht dat kopers beter geïnformeerd zijn over het woonbonussysteem dan potentiële kopers. Bovendien hebben kopers- indien nodig- al een lening aangegaan en kennen ze dus het geleend bedrag en de interestaflossing. We controleren voor het eventuele koperseffect via de dummy (*kopers*) die 1 is voor alle respondenten die onder de “kopers” noemer vallen zoals gedefinieerd in sectie 2 en 0 voor alle andere respondenten². De enquête bevatte vragen over of respondenten de woonbonus kenden en via welk kanaal ze hiermee in contact kwamen. Kennis over de woonbonus werd verwacht de kans op succes te verhogen. Er werden 4 kanalen onderscheiden via de welke iemand over het bestaan van de woonbonus hoorde. *Ken_berstu* is een dummy-variabele met waarde 1 voor kennis via de opleiding of via het beroep en 0 in alle andere gevallen. *Ken_prof* is een dummy-variabele voor respondenten die de woonbonus

² Om rekening te houden met de mogelijkheid dat respondenten die voor een vorige woning reeds van de woonbonus hebben genoten ook anders tegenover de woonbonus staan, werd de dummy-variabele *vroeger* in het model voorzien. Deze variabele laten we buiten beschouwing omdat hij een te grote correlatie vertoont met de leeftijdsvariabele.

kennen via professionele instanties zoals kredietinstellingen, vastgoedkantoren, notarissen, de immotheker en de overheid. *Ken_vriend* is 1 voor toelichting van de woonbonus door vrienden, familie, collega's, andere personen of door de media. *Ken_andere* groepeerde die respondenten die over de woonbonus gehoord hebben via een andere weg. Elke respondent kan in meerdere categorieën vallen. Het referentieniveau is het niet kennen van de woonbonus. De geschatte coëfficiënten geven dus het effect weer van het kennen via een bepaald kanaal ten opzichte van het niet kennen van de woonbonus. Het grootste effect wordt verwacht bij personen die de woonbonus via hun beroep of hun opleiding kennen. Respondenten die door professionelen zijn ingelicht zijn waarschijnlijk beter geïnformeerd dan mensen die de woonbonus kennen via vrienden of de media.

In de enquête werd ook gepeild naar hoe de respondent zijn netto-fiscaal voordeel inschatte. 30% van de respondenten had totaal geen idee wat zich vertaalt in de waarde 0 voor de dummy-variabele *grootte*. De dummy-variabele *realistisch* geeft aan of het ingevulde bedrag aan netto-fiscaal gezinsvoordeel realistisch is. Hiervoor werd het verwacht fiscaal voordeel per belastingaangifte berekend dat vervolgens herleid werd naar 1 belastingplichtige. Voor respondenten die een gezamenlijke belasting aangifte invulden werd er vanuit gegaan dat het gezamenlijk netto fiscaal voordeel werd gerapporteerd. Bij gehuwden en wettelijk samenwonenden wordt het aangegeven bedrag gehalveerd. Het maximaal aftrekbaar bedrag per persoon is gelijk aan 2930 EURO voor het aanslagjaar 2014. Belast aan het maximaal marginaal tarief geeft dat een netto-voordeel van 1545 EURO. In dit onderzoek wordt een verwacht voordeel van 0 tot 2000 EURO als realistisch bestempeld. De variabele *realistisch* vertoont slechts een correlatie van 20% met de *kopers*-variabele, dus beiden kunnen samen opgenomen worden.

Tot slot werd een index aan het model toegevoegd die de fiscale kennis m.b.t. de woningmarkt van de respondenten weergeeft. We gingen na of de respondenten het abbattement, het bij-abbattement, het renovatie-abbattement en de meeneembaarheid kenden. Respondenten die alle verminderingen op de registratierechten kenden scoren vier, respondenten die geen enkele van de fiscale voordelen kennen scoren nul.

Het gehanteerde schattingsmodel wordt dus:

$$\begin{aligned} \text{logit}[\pi(\text{eigen_woning})] = & \beta_0 + \beta_1 \text{leeftijd} + \beta_2 \text{gehws} + \beta_3 \text{ink} + \beta_4 \text{unief} \\ & + \beta_5 \text{hogeschool} + \beta_6 \text{lager} + \beta_7 \text{zelf} + \beta_8 \text{deel} \\ & + \beta_9 \text{geen} + \alpha_1 \text{kopers} + \sum_{i=2}^5 \alpha_i \text{ken}_i + \alpha_6 \text{grootte} \\ & + \alpha_7 \text{realistisch} + \alpha_8 \text{index} \end{aligned} \quad (7)$$

Om te kunnen inschatten of de woonbonus wel de juiste gezinnen stimuleert werd de respondenten gevraagd of ze door de woonbonus gestimuleerd werden om een hypothecaire lening aan te gaan. Dit is immers niet hetzelfde als de vraag of ze gestimuleerd worden om een eigen woning aan te schaffen. Onderstaande tabel verduidelijkt dit:

Tabel 2 Classificatietabel

| | | hypothec | |
|--------------|---|----------|----------|
| | | 0 | 1 |
| eigen_woning | 0 | a, n=178 | c, n= 68 |
| | 1 | b, n=55 | d, n=366 |

n=aantal gezinnen

De groep respondenten die onder a valt, wordt niet gestimuleerd door de woonbonus om een eigen woning aan te schaffen en ook niet om een hypothecaire lening aan te gaan. De groepen b en d worden beiden door de woonbonus gestimuleerd om een eigen woning aan te schaffen, maar groep b wordt niet gestimuleerd om een hypothecaire lening aan te gaan. Dit zijn wellicht de gezinnen die zonder de woonbonus geen eigen woning zouden aanschaffen, maar die hun hypothecaire lening aangaan, niet omdat het financieel voordelig is, maar omdat ze anders geen woning kunnen aanschaffen. Groep c bevat echter gezinnen die ook zonder de woonbonus een woning zouden kopen, maar zich door de woonbonus wel laten stimuleren om een hypothecaire lening aan te gaan. Dit is dus een “ verloren” fiscaal voordeel, een tegemoetkoming voor een doelgroep die helemaal geen stimulans nodig heeft. Wanneer de woonbonus zijn doel zou bereiken, dan zouden er dus zo weinig mogelijk respondenten in categorie c mogen ondergebracht zijn. In deze steekproef vertegenwoordigt die groep 10% wat toch niet weinig is. Daarom wordt ook vergelijking 8 geschat:

$$\begin{aligned}
 \text{logit}[\pi(\text{hypothec})] = & \beta_0 + \beta_1 \text{leeftijd} + \beta_2 \text{gehws} + \beta_3 \text{ink} + \beta_4 \text{unief} \\
 & + \beta_5 \text{hogeschool} + \beta_6 \text{lager} + \beta_7 \text{zelf} + \beta_8 \text{deel} \\
 & + \beta_9 \text{geen} + \alpha_1 \text{kopers} + \sum_{i=2}^5 \alpha_i \text{ken}_i + \alpha_6 \text{grootte} \\
 & + \alpha_7 \text{realistisch} + \alpha_8 \text{index}
 \end{aligned} \tag{8}$$

Waarbij de dummy-variabele *hypothec* de waarde 1 aanneemt als de respondent gestimuleerd wordt door de woonbonus om een hypothecaire lening aan te gaan en 0 in alle andere gevallen. Verschillen in coëfficiënten en significanties tussen vergelijking 7 en 8 kunnen ons meer leren over categorieën c & b.

4. Resultaten

4.1 Eigen woning

Om na te gaan of het model goed voorspelt of de respondent al dan niet gestimuleerd wordt door de woonbonus om een eigen woning aan te kopen, wordt de classificatietabel geanalyseerd. Deze tabel plaatst de geobserveerde uitkomst en de voorspelde uitkomst tegenover elkaar. De voorspelde uitkomst ligt tussen 0 en 1. Standaard wordt gekozen voor een cut-off waarde van 0.5. Kansen die groter zijn dan 50% worden beschouwd als 1, kansen die kleiner zijn dan 50% worden beschouwd als 0. In de onderstaande tabel zien we dat 54.5% van de respondenten die zich niet laten stimuleren correct worden voorspeld. 87.4% van de respondenten die wel gestimuleerd worden, zijn tevens correct voorspeld. De uitkomst is voor 502 respondenten juist voorspeld, wat een globaal percentage van 75.3 oplevert. Dit percentage moet minstens 25% hoger liggen dan het juist voorspelde percentage door toeval, om van een goed model te spreken. Om dit percentage te bekomen, wordt de *eigen_woning* enkel door een intercept verklaard. 63.1% van respondenten wordt juist geclassificeerd door het interceptmodel. Het toevalspercentage is dan gelijk aan de som van het kwadraat van het aantal juist voorspelde en het aantal fout voorspelde respondenten ($0.63^2 + (1 - 0.63)^2 = 0.53$). Een verbetering van 25% impliceert dat het gehanteerde model meer dan 66.7% respondenten correct classificeert. Aangezien het model 41% meer respondenten juist classificeert dan het toevalsmodel, is het geschikt voor verdere analyse.

Tabel 3 Classificatietabel eigen woning

| | | voorspeld | | |
|--------------|---|--------------|-----|---------|
| | | eigen_woning | | |
| Geobserveerd | | 0 | 1 | % juist |
| eigen_woning | 0 | 134 | 112 | 54.5 |
| | 1 | 53 | 368 | 87.4 |
| globaal % | | | | 75.3 |

De linkerhelft van tabel 4 geeft de resultaten weer van regressie (7). $\text{Exp}(\text{coef})$ geeft, zoals hierboven uitgelegd de odds om gestimuleerd te worden door de woonbonus om een eigen woning aan te schaffen. Het intercept geeft de odds om gestimuleerd te worden door de woonbonus om een eigen woning aan te schaffen, voor een respondent van nul jaar, die niet getrouwd is en niet wettelijk samenwoont, een nettoloon van EURO nul heeft, een secundair onderwijs diploma heeft, die een voltijds job heeft en eventueel een partner met een voltijdse job, die plannen heeft om een woning te kopen, te bouwen of te verbouwen en die de woonbonus ook niet kent. Hij heeft geen idee over de grootte van de woonbonus en hij heeft nog nooit gehoord over het abatement, het bij-abatement, het renovatie-abatement en de meeneembaarheid. Dit is natuurlijk een theoretische observatie aangezien niemand in onze steekproef nul jaar is, of een onbetaalde job uitvoert. Deze typering is enkel weergegeven om aan te geven dat de geëxponeerde geschatte coëfficiënten uitgedrukt moeten worden t.o.v. hun referentieniveau, alle andere factoren gelijkblijvend.

Tabel 4 Resultaten basisvergelijking (7) en (8)

| | eigen_woning | | | | | hypotheek | | | | |
|-------------|--------------|----------|------|-----------------------|-----------|------------|----------|------|-----------------------|-----------|
| | coef | se | sig | BI | EXP(coef) | coef | se | sig | BI | EXP(coef) |
| constante | 0.90* | 0.48 | 0.06 | [-0.03;1.93] | 2.47 | -0.13 | 0.48 | 0.79 | [-1.07;0.81] | 0.88 |
| leeftijd | 0.02* | 0.01 | 0.09 | [-0.003;0.042] | 1.02 | 0.02* | 0.01 | 0.09 | [0.00;0.04] | 1.02 |
| gehws | 0.27 | 0.21 | 0.19 | [-0.18;0.65] | 1.31 | 0.46** | 0.21 | 0.03 | [0.04;0.87] | 1.58 |
| ink | -2.55E-04** | 1.01E-04 | 0.01 | [-4.53E-04;-5.67E-05] | 1.00 | -1.73E-04* | 1.01E-04 | 0.09 | [-3.71E-04;-2.44E-05] | 1.00 |
| unief | -0.24 | 0.25 | 0.34 | [-0.74;0.25] | 0.78 | 0.37 | 0.26 | 0.14 | [-0.13;0.88] | 1.45 |
| hogeschool | 0.25 | 0.24 | 0.30 | [-0.22;0.71] | 1.28 | 0.42* | 0.24 | 0.07 | [-0.04;0.88] | 1.52 |
| lager sec | -0.25 | 0.43 | 0.57 | [-1.09;0.60] | 0.78 | 0.28 | 0.45 | 0.54 | [-0.61;1.17] | 1.32 |
| zelf | -0.72*** | 0.26 | 0.01 | [-1.23;-0.21] | 0.49 | -0.71*** | 0.26 | 0.01 | [-1.21;-0.20] | 0.49 |
| deel | 0.08 | 0.36 | 0.82 | [-0.62;0.79] | 1.09 | 0.60 | 0.38 | 0.12 | [-0.15;1.35] | 1.82 |
| geen | -0.49 | 0.41 | 0.22 | [-1.29;0.30] | 0.61 | -0.39 | 0.41 | 0.34 | [-1.19;0.40] | 0.68 |
| koper | -1.71*** | 0.21 | 0.00 | [-2.11;-1.30] | 0.18 | -1.66*** | 0.21 | 0.00 | [-2.08;-1.24] | 0.19 |
| ken_prof | 0.67*** | 0.22 | 0.00 | [0.24;1.10] | 1.96 | 0.82*** | 0.22 | 0.00 | [0.38;1.25] | 2.26 |
| ken_vriend | 0.47** | 0.22 | 0.03 | [0.04;0.88] | 1.59 | 0.44** | 0.22 | 0.04 | [0.01;0.87] | 1.55 |
| ken_berstu | 1.15*** | 0.39 | 0.00 | [0.38;1.92] | 3.16 | 1.26*** | 0.41 | 0.00 | [0.47;2.06] | 3.54 |
| ken_andere | -0.15 | 0.30 | 0.61 | [-0.75;0.44] | 0.86 | -0.20 | 0.30 | 0.50 | [-0.78;0.38] | 0.82 |
| grootte | 0.97*** | 0.26 | 0.00 | [0.50;1.48] | 2.63 | 1.33*** | 0.27 | 0.00 | [0.80;1.85] | 3.77 |
| realistisch | -0.62** | 0.25 | 0.02 | [-1.11;-0.12] | 0.54 | -0.69*** | 0.26 | 0.01 | [-1.20;-0.18] | 0.50 |
| index | -0.15** | 0.06 | 0.02 | [-0.27;-0.02] | 0.86 | -0.08 | 0.06 | 0.23 | [-0.20;0.05] | 0.93 |

Noot: ***(**)(*) duidt op statistische significantie op het 1%(5%)(10%) niveau.

– Persoonskarakteristieken

- Leeftijd is significant positief. De odds dat een respondent gestimuleerd wordt door de woonbonus om een eigen woning aan te gaan, nemen met 2% toe per leeftijdstoename van een jaar. Een test voor niet-lineaire leeftijdseffecten leverde niets op. Omdat de leeftijdsverdeling in de steekproef rechts-scheef is, wordt het leeftijdseffect ook getest aan de hand van leeftijdscategorieën. We onderscheiden 4 categorieën: [20-34], [35,44], [45-59] en [60-80]. De eerste categorie is de referentiecategorie. Hoewel de coëfficiënten toenemen in grootte, blijkt geen enkele van de leeftijdscategorieën significant tegenover het referentieniveau. Toch verworpt de multivariate Wald test de nulhypothese dat leeftijd[35,44]=leeftijd[45-59]=leeftijd[60-80]=0 wel³. Het is dus zo dat ouderen de woonbonus eerder als een stimulans beschouwen dan jongeren.
- Terwijl de variabele inkomen significant is, geeft de odds ratio van 0.9998 aan dat er een bijna even grote kans is dat men gestimuleerd wordt door de woonbonus om een eigen woning aan te gaan als dat men niet gestimuleerd wordt door de woonbonus, voor een inkomenswijziging van 1 EURO. Stel, we beschouwen 2 gelijke individuen A & B met de zelfde karakteristieken, maar A heeft een netto gezinsinkomen dat EUR 500 lager is dan dat van B. De odds op succes zijn dan 14% hoger voor A dan voor B. Voor een inkomensverschil van EUR 1000 zijn de odds op succes 29% hoger voor het individu met laagste inkomen. Hoe lager het inkomen van de respondent hoe groter dus de odds dat

³ $\chi^2=50.71$, $df=3$, $p=0.565E-011$.

hij gestimuleerd wordt door de woonbonus om een eigen woning aan te schaffen. Dit toont aan dat lagere-inkomens groepen de woonbonus meer als een stimulans percipiëren dan de hogere inkomensgroepen. Dit mag evenwel niet als bewijs gezien worden van het feit dat deze lagere inkomensgroepen de facto ook in sterkere mate genieten van dit fiscaal voordeel. Op grond van de met het FANTASI-model op fiscale data 2010 gegenereerde berekeningen, is vastgesteld dat de laagste 2 decielen slechts 4.4% van de totaliteit aan toegestane voordelen genieten.

- *Gehws* is niet significant, maar het teken is wel zoals verwacht. Het betrouwbaarheidsinterval leert ons echter dat een positief effect niet zeker is.
- Opleidingsniveau heeft geen effect op de mate waarin de woonbonus stimuleert om een eigen woning aan te schaffen. De verschillende tekens voor *unief* (-) en *hogeschool* (+) zijn niet meteen te duiden.
- Indien één van de gezinshoofden zelfstandig is, dan zijn de odds voor succes half zo groot als indien geen enkele van de gezinshoofden zelfstandig is.
- De coëfficiënten voor *deel* (minstens 1 van de gezinsleden werkt deeltijds) en *geen* (minstens 1 van de gezinsleden is niet actief) zijn niet significant maar hebben wel het juiste teken. De odds op succes zijn lager indien één van beide niet werkt omdat degene die niet werkt, niet van het fiscaal voordeel kan genieten. Iemand die slechts deeltijds werkt daarentegen, kan wel genieten van de woonbonus. Omdat hij een lager inkomen zal hebben, zal een deeltijds werkende meer gestimuleerd worden door de woonbonus.

- Woonbonusgerelateerde factoren

Op één na, zijn alle woonbonus gerelateerde predictoren significant.

- De odds om gestimuleerd te zijn door de woonbonus om een eigen woning te kopen zijn 82% lager voor kopers dan de odds om gestimuleerd te worden voor potentiële kopers. Zoals hierboven reeds gesteld, zijn kopers beter geïnformeerd en blijkbaar heeft dat een negatief effect op de kans op succes. Kopers zijn zich bewust van de hoogte van hun lening en van de maandelijkse interestaflossingen. Zij kunnen bijgevolg beter inschatten of ze de woonbonus nodig hadden om hun woning aan te schaffen.
- Het kennen van de woonbonus via het professioneel kanaal, via vrienden of via iemands opleiding of beroep, vergroot de kans dat iemand gestimuleerd wordt door de woonbonus om een eigen woning aan te schaffen ten opzichte van iemand die de woonbonus niet kent. Het effect is het grootst voor iemand die de woonbonus kent via zijn beroep en het kleinst voor kennis via vrienden of media.
- Respondenten die een idee hebben over de grootte van het fiscaal voordeel, zullen waarschijnlijk meer gestimuleerd worden door de woonbonus om een eigen woning aan te schaffen. De odds zijn 2.63 keer groter voor iemand die een idee heeft van het voordeel dan voor iemand die dit totaal niet kan inschatten. Indien dat idee realistisch is, is het effect echter veel kleiner. De odds ratio is dan 1.42^4 voor respondenten die de een idee hebben over de grootte van de woonbonus in plaats van 2.63.
- Ook de kennis over de registratierechten speelt een rol. De kans dat een respondent gestimuleerd wordt door de woonbonus, om een eigen woning aan te gaan is 14% lager

⁴ $\exp(\alpha_6 + \alpha_7)$

voor één eenheid betere score op de fiscale kennisindex. Wie alle vier de fiscale maatregelen kent, heeft 45% minder kans om gestimuleerd te worden. Een mogelijke verklaring voor deze bevinding is dat de index een proxy is voor de algemene fiscale kennis. Respondenten die hier goed op scoren, zijn zich mogelijks ook bewust van de negatieve effecten van het fiscaal voordeel, zoals hogere prijzen door kapitalisatie van de woonbonus.

Bij de interpretatie van de coëfficiënten moet steeds voor ogen gehouden worden dat alle andere variabelen ongewijzigd blijven. Om een idee te krijgen over het totaaleffect van verschillende parameters, kan de kans op succes berekend worden voor goedgekozen waarden van de onafhankelijken. Voor de binaire variabelen, wordt geopteerd voor de waarde met de grootste frequentie in de steekproef, voor de continue variabelen wordt het gemiddelde gehanteerd. De kans op succes voor de gemiddelde respondent uit de steekproef bedraagt 92.66%. Dat is een potentiële koper van 32 jaar en 3 maanden, met een hogeschooldiploma, die gemiddeld EUR 3409.78 verdient. Hij bevindt zich in een relatie, maar is niet getrouwd of wettelijk samenwonend. Hij kent de woonbonus via een professioneel kanaal maar schat de grootte van het fiscaal voordeel onrealistisch in. Bovendien scoort hij nul op de fiscale index. Het is interessant om na te gaan hoe die kans wijzigt bij veranderingen in de parameters. In onderstaande tabel wordt steeds één parameter gewijzigd ten opzichte van de parameters van de gemiddelde respondent.

Tabel 5 Kans op succes voor verschillende parameters: eigen woning

| | | | |
|--------------|--------|---------------|--------|
| leeftijd-1se | 91.32% | ken_stuber | 95.34% |
| leeftijd+1se | 93.82% | ken_WB niet | 86.59% |
| ink-1se | 94.29% | grootte_Wb=0 | 82.78% |
| ink+1se | 90.62% | realistisch=1 | 87.21% |
| zelfs=1 | 86.01% | index=1 | 91.59% |
| kopers=1 | 69.62% | index=2 | 90.37% |
| ken_vriend=1 | 91.14% | index=3 | 89.00% |
| | | index=4 | 87.46% |

We zien zo bv. dat de kans dat een gezin zich laat stimuleren door de woonbonus om een hypothecaire lening aan te gaan 1.63 (94.29%-92.66%) % punten voor een inkomen dat één standaardafwijking lager is dan het gemiddeld inkomen. Het is ook mogelijk meerdere parameters tegelijkertijd te veranderen. Een respondent die 4 scoort op de fiscale kennis index, koper is en zelfstandig is of een partner heeft die zelfstandig is, heeft nog slechts 38% kans om gestimuleerd worden door de woonbonus. Wanneer diezelfde persoon ook nog een realistisch idee heeft over de woonbonus valt die kans terug tot 25%.

Samenvattend kunnen we stellen dat de woonbonus lagere inkomensgezinnen stimuleert om een eigen woning aan te gaan, maar dat het zeker niet zo is dat vooral jonge gezinnen daartoe aangezet worden. De leeftijd-inkomens correlatie in onze steekproef bedraagt slechts 24%, wat aangeeft dat het leeftijdseffect niet gevat wordt door het inkomen.

Aangezien gehuwden en wettelijk samenwonenden zich niet vaker laten overtuigen door de woonbonus dan alleenstaanden, concluderen we dat voor onze steekproef het dubbel fiscaal voordeel geen extra stimulans is om een eigen woning aan te schaffen. De woonbonus kennen

hebben, helpt om gestimuleerd te worden om een eigen woning aan te gaan, vooral wanneer men de woonbonus uit goede bron kent. Wie echter (te) goed op de hoogte is van de woonfiscaliteit en van de woonbonus en ook de grootte van het fiscaal voordeel realistisch kan inschatten heeft een kleinere kans om gestimuleerd te worden door de woonbonus om een eigen woning aan te schaffen. We concluderen dat eens een bepaalde informatiegrens is overschreden, de woonbonus niet langer meer stimuleert om een eigen woning aan te gaan.

4.2 hypothecaire lening

Het model met *hypothec* als afhankelijke variabele heeft de uitkomst voor 488 observaties correct voorspeld wat neerkomt op een globaal percentage van 73.2 %. Dit is 34.2% meer dan het toevalspercentage, dus het model is eveneens aanvaardbaar. De regressie output is weergegeven in de rechterhelft van tabel 4.

– Persoonskarakteristieken

- We vinden een gelijkaardig effect voor inkomen als in het model met als afhankelijke variabele *eigen_woning*. Hoe hoger het inkomen, hoe lager de odds dat iemand gestimuleerd wordt door de woonbonus om een hypothecaire lening aan te gaan. We vinden dus niet dat gezinnen die in een hogere belastingschaal vallen gestimuleerd worden door het potentieel hogere fiscale voordeel om een hypothecaire lening aan te gaan.
- De variabele die leeftijd indiceert is opnieuw significant op 10%. Ouderen worden dus meer gestimuleerd door de woonbonus dan jongeren.
- Hoewel gehuwden en wettelijk samenwonenden zich niet laten overtuigen door de woonbonus om een eigen woning aan te schaffen, doen ze dat wel om een hypothecaire lening aan te gaan. De reden hiervoor is dat tweeverdieners ook zonder de woonbonus een eigen woning kunnen aanschaffen. Ze laten zich wel beïnvloeden in hun financieringskeuze omdat ze een dubbel fiscaal voordeel krijgen. Dit onbedoeld effect van de woonbonus is onder andere verantwoordelijk voor de c-respondenten in tabel 2.
- De variabelen “*deel*” en “*geen*” vertonen opnieuw geen significant effect.

– Woonbonusgerelateerde factoren

- Een goede kennis hebben over de woonfiscaliteit heeft geen effect op het op het al dan niet aangaan van een hypothecaire lening. Blijkbaar maakt het niet uit of de respondent zich al dan niet bewust is van negatieve effecten van de woonbonus, zoals kapitalisatie, voor het aangaan van een hypothecaire lening.

Alle andere coëfficiënten zijn vergelijkbaar met deze in paragraaf 4.1 en kunnen op dezelfde manier verklaard worden.

De kans dat de gemiddelde respondent gestimuleerd wordt door de woonbonus om een hypothecaire lening aan te gaan, bedraagt 92.36%. Naar analogie met *eigen_woning* geven we ook de kans op succes weer voor een wijziging in de significante parameters.

Tabel 6 Kans op succes voor verschillende parameters: hypotheek

| | | | |
|--------------|--------|---------------|--------|
| leeftijd-1se | 90.23% | kopers=1 | 68.44% |
| leeftijd+1se | 93.33% | ken_onfprof=1 | 72.17% |
| gehws=1 | 94.67% | ken_stuber | 97.61% |
| ink=-1se | 93.14% | ken_WB niet | 83.34% |
| ink=+1se | 90.49% | grootte_Wb=0 | 74.65% |
| zelfs=1 | 84.90% | realistisch=1 | 85.07% |

4.3 Locatiekenmerken: fiscale druk, graad van verstedelijking en lokale woningmarkt schaarste.

Aangezien de postcode van onze respondenten gekend is, kunnen vergelijking (7) en (8) uitgebreid worden met locatiegebonden kenmerken. Op die manier kan nagegaan worden of de fiscale druk van een gemeente, zijn verstedelijkingsgraad en de lokale woningmarkt het effect van de woonbonus beïnvloedt.

Eerst wordt getoetst of inwoners van gemeenten met een hogere fiscale druk, meer baat hebben bij de woonbonus en zich eerder laten stimuleren om een eigen woning aan te schaffen, of om een hypothecaire lening aan te gaan. Er wordt gecontroleerd voor de gemeentelijke en provinciale opcentiemen op de onroerende voorheffing, de aanvullende gemeentebelasting op de personenbelasting in % (*gembel*) en het aantal belastingen en retributies die elke gemeente oplegt (*aantbel*). De gemeentes in de steekproef vertonen grote verschillen m.b.t. deze fiscale variabelen. Beernem en Hooglede leggen bv. slechts 12 gemeentebelastingen op, terwijl Oostende 43 soorten gemeentebelastingen kent. Wommelgem en Kapellen zijn met 990 OOV, die gemeenten met de laagste gemeentelijke en provinciale opcentiemen, Diksmuide kent de hoogste fiscale druk in de steekproef met 2505 opcentiemen. Gemeenten met gemiddeld hogere huisprijzen kunnen lagere opcentiemen heffen voor dezelfde inkomsten. Daardoor is het niet correct om enkel naar het niveau van de opcentiemen te kijken. We berekenen de gemiddelde OV per gemeente aan de hand van het gemiddeld KI per gemeente. Het basisbedrag onroerende voorheffing bedraagt 2.5% van het KI. De gemeentelijke en provinciale OV(OOV) bedraagt dan $2.5\% \cdot KI \cdot OOV / 100$. De aanvullende gemeentelijke belasting op de personenbelasting varieert van 0 tot 9% in de steekproef. De fiscale variabelen worden één per één toegevoegd aan vergelijking (7) en (8).⁵

We vinden geen significant effect van de fiscale druk van een gemeente op het effect van de woonbonus.

Voor de mate van verstedelijking worden verschillende variabelen in de vergelijkingen uitgetest. Een eerste proxy is de bevolkingsdichtheid (*dicht*) van elke gemeente. Vervolgens wordt het percentage van de gekadastreerde percelen dat in 2012 bebouwd was per gemeente (*bouw*) opgenomen. Tot slot wordt de variabele gedefinieerd zoals voorzien in 3 verschillende typologieën: de verstedelijkingsgraad volgens de OESO, de verstedelijkingsgraad volgens Eurostat en de sociaal-economische Desso clusters. De OESO brengt een gemeente onder bij de plattelandsgemeenten

⁵ Om een globale fiscale druk variabele te construeren werd een factoranalyse uitgevoerd. We vonden echter geen factor die de variantie van onze verschillende fiscale druk variabelen goed genoeg kon verklaren.

(*plat*) wanneer haar bevolkingsdichtheid lager is dan 150 inwoners per vierkante kilometer. Eurostat onderscheidt 3 soorten gemeentes afhankelijk van de bevolkingsdichtheid: *dichtbevolkt* (>500 inw./km²), *gemengd* (>100, <500 inw./km²) en een *dunbevolkt* gebied (<100 inw./km²). Slechts 4 gemeenten uit de steekproef vallen in de laatste categorie. *Gemengd* wordt gehanteerd als de referentiecategorie. De Dessoy-typologie verdeelt de Vlaamse gemeenten in 16 clusters die gelijkaardige economische en sociale kenmerken hebben. Er kan geen dummy voor elke cluster toegevoegd worden aangezien het maximaal aantal verklarende variabelen dan overschreden wordt. Alternatief worden dus meer geaggregeerde groepen uit de Dessoy- typologie gebruikt. Er zijn 6 groepen: woongemeenten (*woon*), landelijke gemeenten, gemeenten met een concentratie van economische activiteit (*eco*), semi-stedelijke gemeenten (*semi*), centrumsteden (*centrum*) en de kuststeden (*kust*). Er wordt een groter effect verwacht voor centrumgemeenten en semi-stedelijke gemeenten omdat deze gebieden gekenmerkt worden door een hogere urbanisatiegraad. Een hogere urbanisatiegraad gaat gepaard met hogere woningprijzen en dus met een lagere betaalbaarheid. De analyse levert enkel significante coëfficiënten op voor *landelijk* in de regressie met *hypotheek* als afhankelijke variabele. De odds dat de respondent zich door de woonbonus laat stimuleren zijn 77% lager voor respondenten die in een landelijke gemeente wonen dan voor respondenten die in een meer verstedelijkte gemeente wonen. De woonbonus stimuleert eigen woningbezit in verstedelijkte gemeenten niet meer dan in landelijke gebieden, maar wel het aangaan van een hypotheek. Dit zijn mogelijk opnieuw respondenten die onder categorie c vallen in tabel 2 en dus een ongewild effect van de woonbonus illustreren.

Wat betreft de lokale woningmarkt worden aanvullend 2 hypothesen onderzocht. Enerzijds wordt verwacht dat lokale woningmarkten met relatief hoge prijzen meer nood hebben aan de woonbonus. Om dit te vatten wordt de gemiddelde prijs voor gewone woonhuizen voor elke gemeente opgenomen in het model. Omdat er van 2013 nog geen prijzen beschikbaar zijn voor het laatste kwartaal, betreft het de gemiddelde prijzen van 2012 (*prijs*). Anderzijds verwachten we een schaarste effect: wanneer er reeds veel woningen verkocht zijn in de gemeente, is de kans om een geschikte woning te vinden kleiner. Het is plausibel dat men de zoektocht verder zal moeten zetten in een hogere prijsklasse, waarbij hulp van de woonbonus welkom is. Het aantal verkooptransacties in 2012 van de gewone woonhuizen per gemeente, gedeeld door het aantal inwoners van de gemeente wordt als proxy voor de schaarste op de lokale woningmarkt opgenomen. Omdat gezinnen hun woningzoektocht vaak over meerdere gemeentes spreiden is het aantal transacties per gemeente slechts een benadering voor de lokale woningmarktschaarste. We vinden geen significante woningmarkt effecten.

Tabel 7 Resultaten locatiekenmerken

| | eigen_woning | | | | hypotheek | | | |
|--------------|--------------|----------|------|-----------|-----------|----------|------|-----------|
| | coef | se | sig | EXP(coef) | coef | se | sig | EXP(coef) |
| OOV | 1.70E-05 | 1.20E-03 | 0.89 | 1.00 | 1.85E-04 | 1.22E-03 | 0.88 | 1.00 |
| gembel | -0.04 | 0.09 | 0.17 | 0.96 | 0.12 | 0.09 | 0.18 | 1.13 |
| aantbel | 0.01 | 0.01 | 0.23 | 1.01 | 0.02 | 0.02 | 0.16 | 1.02 |
| dicht | -1.33E-04 | 1.74E-04 | 0.44 | 1.00 | 1.60E-04 | 1.76E-04 | 0.37 | 1.00 |
| bouw | -0.05 | 0.56 | 0.93 | 2.54 | 0.51 | 0.56 | 0.36 | 1.67 |
| landelijk | -0.82 | 0.54 | 0.13 | 0.44 | -1.56*** | 0.57 | 0.01 | 0.21 |
| dichtbevolkt | -0.09 | 0.19 | 0.61 | 0.91 | 0.13 | 0.19 | 0.50 | 1.13 |
| dunbevolkt | -0.62 | 1.21 | 0.61 | 0.54 | -1.75 | 1.32 | 0.19 | 0.17 |
| woon | 0.35 | 0.32 | 0.28 | 1.41 | 0.34 | 0.32 | 0.30 | 1.40 |
| eco | 0.32 | 0.35 | 0.36 | 1.38 | -0.20 | 0.35 | 0.57 | 0.82 |
| semi | 0.21 | 0.33 | 0.52 | 1.24 | 0.25 | 0.33 | 0.45 | 1.28 |
| centrum | 0.38 | 0.29 | 0.19 | 1.47 | 0.41 | 0.30 | 0.16 | 1.51 |
| kust | 0.43 | 0.80 | 0.59 | 1.54 | -0.95 | 0.78 | 0.22 | 0.39 |
| prijs | -4.12E-07 | 2.86E-06 | 0.89 | 1.00 | -9.18E-07 | 2.88E-06 | 0.75 | 1.00 |
| trans | -16.07 | 44.28 | 0.72 | 1.05E-07 | 53.70 | 44.94 | 0.23 | 2.1E+23 |

Noot: *** duidt op statistische significantie op het 1% niveau.

5. Alternatieven voor de woonbonus

De woonbonus slaagt deels in zijn opzet. Enerzijds spoort hij lagere inkomens gezinnen aan om een eigen woning aan te schaffen en een hypothecaire lening aan te gaan. Anderzijds worden ook kandidaat-kopers gestimuleerd die geen subsidie nodig hebben om voor een hypothecaire lening te kiezen. Dit gegeven heeft ook externe effecten inzake de hypothecaire rentevoeten. Als de geaggregeerde vraag naar hypothecaire leningen toeneemt, stijgt de interestvoet. De interestvoet zou ook al hoger zijn, dan in een systeem zonder woonbonus, omdat de kredietinstellingen een deel van het fiscaal voordeel opstrijken. Ze kunnen hogere interestvoeten aanrekenen omdat een hypothecaire lening goedkoper wordt voor hun klanten door de woonbonus (Hanson, 2012a). Bijgevolg wordt lenen ook duurder voor de mensen die niet van de woonbonus genieten. Bovendien zijn er ook een hele groep burgers die niet gestimuleerd worden tot eigendomsverwerving door de woonbonus maar die er toch van kunnen genieten. Voor hen is de woonbonus in de feiten een inkomenssubsidie in plaats van een broodnodige tegemoetkoming om woningverwerving mogelijk te maken.

De woonbonus heeft potentieel nog andere ongewenste bijeffecten. Ruim een vijfde van onze respondenten gaf aan dat de woonbonus stimuleert om een hogere lening aan te gaan. 35% zou bewust kiezen voor een langere looptijd om langer van het fiscaal voordeel te kunnen genieten. Er zouden ook duurdere en grotere woningen gekocht worden door de woonbonus. De percentages voor de potentiële kopers liggen steeds hoger dan voor de kopers. Dit is deels te wijten aan de vraagstelling. Aan de kopers vroegen we of de woonbonus hen aangezet had tot het aangaan van een hogere lening. Van de potentiële kopers wilden we weten of de woonbonus hen zou kunnen stimuleren om een hogere lening aan te gaan. De effectieve percentages liggen waarschijnlijk meer in

de buurt van de kopers percentages, maar zijn zeker niet te verwaarlozen. Grotere en duurdere woningen kopen, betekent druk op de huisprijzen, terwijl langere looptijden de interestvoeten de hoogte induwen.

Aangezien de woonbonus ook ongewenste effecten heeft, is er potentieel voor verbetering. We gingen na hoe onze respondenten over bepaalde wijzigingen en alternatieven met betrekking tot de woonbonus dachten.

Tabel 8 Andere effecten woonbonus

| | potentiële kopers | kopers | totaal |
|------------------|----------------------|--------|--------|
| hogere lening | 20.7% | 23.6% | 22.5% |
| langere looptijd | 41.3% | 25.8% | 35.2% |
| duurdere woning | 21.1% | 12.6% | 17.6% |
| grotere woning | 15.9% | 18.8% | 17.8% |

Ondanks de geciteerde bij-effecten geeft 73.4% van de steekproef aan dat ze het behoud van de woonbonus in zijn huidige vorm als zeer positief tot positief beschouwen. Wijzigingen aan het systeem worden dan ook niet zo gunstig onthaald. Zo'n 35% van de respondenten is wel te vinden te voor het beperken van de woonbonus in de tijd en staat positief tegenover een gelijke fiscale aftrek voor iedereen. De woonbonus degressief maken, spreekt 42.5% van de respondenten aan.

Zoals hierboven gesteld, komt de woonbonus ook toe aan gezinnen die de hulp niet nodig hebben. De woonbonus toespitsen op specifieke doelgroepen zou een oplossing kunnen bieden voor dat probleem. Veel van de respondenten waren daar echter niet van overtuigd: slechts 20% staat positief tot zeer positief tegenover een woonbonus enkel voor jonge gezinnen. Een woonbonus voor alleenstaanden krijgt de steun van 36.6% van de steekproef. Steun voor eenoudergezinnen scoort het best (39.4%). Een groene woonbonus kan evenmin overtuigen: slechts 22.5% vindt een woonbonus, vooral gericht op passiefhuizen en energiebesparende renovaties, positief tot zeer positief. Een woonbonus die inspeelt op de vergrijzingsproblematiek kan ook niet bekoren. Een woonbonus om woningen aan te passen aan de verouderende bevolking wordt slechts door 27.1% van de steekproef als positief of zeer positief ervaren.

Wanneer voorgesteld wordt om de woonbonus door andere maatregelen te vervangen, blijkt dat de kopers de huurders duidelijk niet gunstig gezind zijn. Slechts 5.5% van de steekproef staat positief tot zeer positief tegenover het aanwenden van de middelen van de woonbonus om huurders te subsidiëren. Huurprijzen reguleren en sociale woningbouw bevorderen, krijgt de goedkeuring van slechts 10 à 11%. De financiële middelen van de woonbonus gebruiken om belastingverlagingen door te voeren, wordt meer gesmaakt door de respondenten: 56.8% staat positief tot zeer positief tegenover een verlaging van de personenbelasting en 52.8% kan zich vinden in een verlaging van de loonlasten. Zo'n 38% is voorstander van het fiscaal aanmoedigen van pensioensparen. Indien de respondentenpopulatie verder opgedeeld wordt in specifieke deelgroepen dan wordt het beeld nog complexer. Zelfstandigen zien de woonbonus bvb. liefst veranderen in een verlaging van de personenbelasting, de loonlasten of de registratierechten. Alleenstaanden zijn voorstander van een hoger fiscaal voordeel voor eenoudergezinnen en 50-plussers kunnen zich meer vinden in een

woonbonus die gericht is op het aanpassen van woning aan de vergrijzing. Een hervorming van de woonbonus die door alle doelgroepen gunstig onthaald wordt zal dus niet eenvoudig te realiseren zijn.

Welke hervormingen worden voorgesteld in de literatuur? In de Amerikaanse huisvestigingsliteratuur is al heel wat onderzoek gebeurd naar alternatieven voor de hypothecaire interestaftrek. Daarin suggereert men vooral om de aftrek te vervangen door een, al dan niet terugbetaalbaar, belastingkrediet ter waarde van een vast percentage van de interestlasten (o.a. Carasso, Steuerle, & Bell, 2005; Domenici & Rivlin, 2010; Eng, Galper, Isvin, & Toder, 2013; Fischer & Huang, 2013; Follain & Melamed, 1998; Gale et al., 2007; Green & Vandell, 1999; Katz, 2012; Rosen, 1979). Niet alleen is dit een budgettair interessante operatie voor de overheid, bijkomend kan erop gewezen worden dat het fiscaal voordeel niet langer meer afhangt van de marginale belastingvoet. Lage en middelmatige inkomensgezinnen zouden een groter voordeel genieten dan voor de hervorming, hogere inkomensgezinnen zouden minder subsidies krijgen dan voorheen. Toch zou het gemiddeld voordeel waarschijnlijk hoger zijn voor hogere inkomensgezinnen, omdat deze groep duurdere woningen kan aanschaffen en dus hogere leningen kan aangaan en bijgevolg meer interestlasten moet betalen. Een eenmalig restituteerbaar krediet voor eerste huiseigenaren lost dat probleem op. Het betreft hier een vast bedrag dat niet afhankelijk is van de woningprijs. Bovendien is het systeem meer progressief dan het belastingkrediet omdat eerste huiseigenaren gemiddeld een lager inkomen hebben dan het totaal aantal nieuwe eigenaars (Gale et al., 2007). Omdat een dergelijke hervorming politiek geen directe voordelen biedt voor de middelmatige inkomensgezinnen is een dergelijke hervorming evenwel politiek vaak moeilijk haalbaar (Fischer & Huang, 2013). Een belastingkrediet lijkt dus tot nu toe de beste optie. Het systeem zou nog eenvoudiger worden als de kredietinstellingen het belastingkrediet zouden kunnen vorderen van de overheid en dit zouden kunnen doorrekenen in een lagere interestvoet. Ook personen die geen belastbaar inkomen hebben kunnen dan van het fiscaal voordeel genieten (Domenici & Rivlin, 2010).

In hoeverre zijn deze Amerikaanse hervormingsvoorstellen ook betekenisvol voor het Belgisch systeem? Ten eerste, kan men in de VS enkel van de hypothecaire interestaftrek genieten, wanneer een grensbedrag wordt overgeschreden, in de andere gevallen wordt de standaardaftrek genoten. Ten tweede, zijn de interesten die in aanmerking komen voor de interestaftrek in de VS niet begrensd, maar wel het bedrag van de lening. Ten derde, bedraagt de maximale marginale belastingvoet in de VS 39.6%, tegenover 50% in België. We kunnen dus niet zomaar stellen dat de woonbonus vervangen door een belastingkrediet de beste oplossing is voor België, maar het is wel een optie die het verdiend om verder onderzocht te worden. Bovendien moet men zich eerst afvragen of het nog wel nodig is dat eigenaarschap in dergelijke mate gestimuleerd wordt. Onderzoek wijst immers uit dat de marginale positieve externe effecten van eigenaarschap afnemen, naarmate de eigenaarsratio toeneemt (Brounen, Cox, & Neuteboom, 2012).

6. Conclusie

Om te evalueren of de woonbonus gezinnen kan overtuigen om eigenaar te worden, werden kopers en potentiële kopers op de BIS-beurs in Gent bevestigd. Een logit-analyse, op de antwoorden van 667 van de in totaal 1190 respondenten leerde dat de woonbonus gedeeltelijk zijn doel bereikt. Lagere inkomens-gezinnen worden meer gestimuleerd door de woonbonus om een eigen woning aan te schaffen. Dit wil niet zeggen dat ze er dan ook de facto vaker van genieten dan andere inkomensgroepen. De resultaten van de bevestiging tonen enkel aan dat ze zich er meer door gestimuleerd voelen dan de hogere inkomensgroepen. De woonbonus slaagt er echter niet in om vooral jonge kopers te stimuleren. Een daling van de leeftijd met één standaardafwijking, verlaagt de kans dat de respondent gestimuleerd wordt door de woonbonus om een eigen woning aan te gaan, met 25%. Op de hoogte zijn van het woonbonussysteem en een idee hebben over de grootte van het fiscaal voordeel, helpt om gestimuleerd te worden. Wie echter voor specialist in de woningfiscaliteit kan doorgaan, heeft een kleinere kans om gestimuleerd te worden. Zo zijn kopers al heel wat minder overtuigd van de woonbonus dan de gezinnen die plannen hebben om te kopen of te bouwen. Mannen, die vaker de financiële zaken van het gezin regelen, worden ook minder gestimuleerd. Wie een realistisch idee heeft over de grootte van het fiscaal voordeel, ziet zijn kansen dalen, evenals wanneer men bekend is met de registratierechten. Onze testen suggereren dat een hogere fiscale druk, een schaars aanbod en een hogere verstedelijkingsgraad geen impact hebben op het effect van de woonbonus op eigenaarschap. Toch denken we dat verder onderzoek naar locatie-effecten wenselijk is. Het gebruik van meer gedetailleerde locatievariabelen kan mogelijk wel effecten naar boven brengen.

Om te controleren voor mogelijke bijeffecten van de woonbonus, gingen we na of dezelfde resultaten gevonden worden voor het aangaan van een hypotheek. Een tweede logit-regressie toonde aan dat er zich inderdaad ongewenste bijeffecten manifesteren. Zo slaagt de woonbonus er niet in gehuwde of wettelijke samenwonende koppels te stimuleren tot het kopen van een eigen woning hoewel dit fiscaal voordeel hen wel aanzet tot het aangaan van een hypothecaire lening. Het lijkt er dus op dat deze gezinnen sowieso al van plan waren om een eigen woning aan te schaffen en hiervoor dus geen extra fiscale stimulans nodig hebben. De woonbonus doet dan vooral de schuldgraad van de gezinnen toenemen. Ook inwoners in meer verstedelijkte gebieden worden gestimuleerd om een hypothecaire lening aan te gaan, maar niet om een eigen woning aan te schaffen. Het fiscaal voordeel wordt voor hen een extraatje om de hogere woningprijzen in de verstedelijkte gebieden te compenseren, maar dit is niet in overeenstemming met de originele doelstelling van de fiscale maatregel. Bovendien neemt hierdoor de vraag naar hypothecaire leningen toe, waardoor de interestvoeten stijgen. Dit is nadelig voor alle hypotheeknemers. De woonbonus stimuleert sommige gezinnen ook tot de aanschaf van een grotere of duurdere woning, wat tevens tot hogere woningprijzen kan leiden. Om duurdere en grotere woningen aan te schaffen, worden er hogere leningen en leningen met een langere looptijd aangegaan, wat op termijn een impact kan hebben op de hypothecaire interestvoeten. Voorgaande bevindingen justifyen dus een grondige evaluatie van de woonbonus en met de overheveling van de woonfiscaliteit naar de regio's lijkt dit daarvoor het ideale momentum. Of een hervorming van de woonbonus ook potentiële kopers zal bevallen dat valt nog af te wachten; de respondenten bleken niet echt enthousiast voor enige herformulering of modulering van de woonbonus. De enige hervorming die wel waardering kon wegdragen was er een die de fiscale druk doet dalen.

Referenties

- Andrews, D., & Sánchez, C. (2011). Drivers of Homeownership Rates in selected OECD Countries. *OECD Economics Department Working Papers*.
- Bourassa, S. C., & Grisby, W. G. (2000). Income Tax Concessions for Owner-Occupied Housing. *Housing Policy Debate*, 11(3).
- Brounen, D., Cox, R., & Neuteboom, P. (2012). Safe and Satisfied? External Effects of Homeownership in Rotterdam. *Urban Studies*, 49(12), 2669-2691.
- Carasso, A., Steuerle, C. E., & Bell, E. (2005). How to better encourage homeownership? *Tax Policy Issues and Options*, n°12.
- Cho, S. W. S., & Francis, J. L. (2011). Tax treatment of owner occupied housing and wealth inequality. *Journal of Macroeconomics*, 33(1), 42-60.
- Domenici, P., & Rivlin, A. (2010). *Restoring America's future. Reviving the Economy, Cutting Spending and Debt, and creating a Simple, Pro-Growth Tax System.*: The Debt Reduction Task Force.
- Eng, A., Galper, H., Isvin, G., & Toder, E. (2013). *Options to reform the deduction for home mortgage interest* Tax Policy Center,.
- Fischer, W., & Huang, C.-C. (2013). *Mortgage Interest Deduction is Ripe for Reform. Conversion to Tax Credit Could Raise Revenue and Make Subsidy More Effective and Fairer.* Center on Budget and Policy Priorities
- Follain, J. R., & Melamed, L. S. (1998). The false messiah of tax policy: what elimination of the home mortgage interest deduction promises and a careful look at what it delivers. *Journal of Housing Research*, 9(2), 179-199.
- Gale, W. G., Gruber, J., & Stephens-Davidowitz. (2007). Encouraging Homeownership Through the Tax Code. *Tax Notes*, 115(12).
- Glaeser, E. L., & Shapiro, J. M. (2002). The Benefits of the Home Mortgage Deduction. *NBER Working Paper Series*, No 9284.
- Green, R. K., & Vandell, K. D. (1999). Giving households credit: How changes in the US tax code could promote homeownership. *Regional Science and Urban Economics*, 29(4), 419-444.
- Hanson, A. (2012a). The Incidence of the Mortgage Interest Deduction: Evidence from the Market for Home Purchase Loans *Public Finance Review* 40(3), 339-359.
- Hanson, A. (2012b). Size of home, homeownership, and the mortgage interest deduction. *Journal of Housing Economics* 21, 195-210.
- Heylen, K., & Winters, S. (2009). Woonmobiliteit in Vlaanderen. Op zoek naar een verklaring voor de verhuiscwensen en de transitie van huurder naar eigenaar (pp. 22). Leuven: Steunpunt Ruimte en Wonen.
- Hilber, C. A. L., & Turner, T. M. (2010). The mortgage interest deduction and its impact on homeownership decisions. *SERC Discussion Paper*.
- Hilber, C. A. L., & Turner, T. M. (2013). The mortgage interest deduction and its impact on homeownership decisions. *Review of Economics and statistics* (forthcoming 2014).
- Katz, B. (2012) Reform the Mortgage Interest Deduction to Invest in Innovation and Advanced Industries. *Remaking Federalism /Renewing the Economy*. Washington: Urban Brookings Tax Policy Center.
- Keulen, M. (2007). *Beleidsbrief Wonen. Beleidsprioriteiten 2007-2008*. .
- Rosen, H. S. (1979). Housing decisions and the US income tax: An econometric analysis. *Journal of Public Economics*, 11(1), 1-23.

